

城市群视角下城镇化对碳排放的影响效应研究

胡建辉, 蒋 选

摘 要: 以我国三大城市群 32 个地市 2005—2012 年的面板数据为基础, 运用 STIRPAT 模型就城镇化对碳排放的影响效应进行了实证研究。研究表明: 在整体层面, 城镇化的发展存在明显的环境库兹涅茨曲线效应, 人均收入同碳排放之间呈倒 U 型关系, 满足 EKC 假说, 人口规模、产业结构和能源强度均不同程度地导致了碳排放的增长。在区域层面, 城镇化对长三角城市群的碳排放具有抑制作用, 并且这种抑制作用随着城镇化进程的不断推进而日益明显; 城镇化对京津冀城市群的碳排放具有显著正向影响, 并且这种正向影响随着城镇化进程的不断推进而逐步增强; 珠三角城市群城镇化的发展同碳排放之间呈现一种 U 型关系。除长三角城市群以外, 珠三角城市群和京津冀城市群的人均收入同碳排放之间均存在环境库兹涅茨曲线。人口规模和能源强度是导致三大城市群碳排放增长的共同原因; 产业结构对长三角和珠三角城市群的碳排放分别具有显著和不显著的正向影响, 而对京津冀城市群的碳排放则表现出不显著的抑制作用。基于实证分析, 提出促进我国绿色城镇化发展的政策建议。

关键词: 城市群; 城镇化; 碳排放; STIRPAT 模型

中图分类号: F205 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-0169(2015)06-0011-11

DOI:10.16493/j.cnki.42-1627/c.2015.86.002

一、引 言

随着新型城镇化战略的深入实施, 我国城镇化进入了快速发展阶段, 城镇化率在 2013 年达到 53.73%, 接近世界平均水平, 但与发达国家 80% 左右的城镇化率相比, 仍有不小差距。城镇化的快速推进虽然加速了我国的现代化进程, 带动了经济的高速发展, 但同时也造成了日益严重的生态环境问题。作为世界上最大的碳排放国, 我国承受着巨大的碳减排国际压力, 为此, 我国政府向世界郑重承诺: 中国碳排放量到 2020 年将比 2005 年减少 40% 到 45%, 这是我国作为一个负责任大国的担当。

但是, 面对我们国家城镇化水平同发达国家相比存有较大差距的现实, 我国的城镇化进程仍将继续推进, 这也就意味着未来将有数目庞大的人口从农村转向城市, 由此将引发经济发展方式、产业结构和居民生活水平等多方面的变化, 而这些变化可能导致直接或间接能源需求和消费的大幅提高, 最终产生大规模的碳排放, 使本来就严重的生态环境问题进一步恶化。从城镇化角度研究碳排放问题, 不仅有利于我国经济、人口、资源和环境的协调发展, 而且有利于碳减排政策的科学制定和碳减排目标的顺利实现。因此, 研究城镇化对碳排放的影响效应具有重要的现实意义和理论意义。

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“转型发展新阶段中国经济增长动力研究”(14ZDB120)

作者简介: 胡建辉, 中央财经大学经济学院博士研究生 (北京 100081); 蒋选, 中央财经大学经济学院教授、博士生导师

二、相关文献回顾

由于对城镇化和碳排放之间关系的研究最近几年才兴起,二者间影响效应和作用机理研究并不成熟。目前,国外学者对二者关系的探讨多集中于国家和区域层面。在国家层面,Cole等以世界上86个国家为研究对象,利用1975—1998年的面板数据就人口因素对环境污染的影响进行了分析,认为高城镇化率会导致碳排放的增加^[1]。Fan等、Poumanyong等和Martinez等对不同收入组国家城镇化同碳排放间的关系进行了研究,分别得出高收入国家城镇化对碳排放的贡献要大于中低收入国家、在所有收入水平国家中城镇化对碳排放的影响均显著和在高、低收入国家城镇化同碳排放呈倒U型关系而在中低收入国家间不明显的结论^{[2][3][4]}。Liddle等运用STIRPAT模型研究发现,发达国家城镇化与碳排放之间总体上呈现正相关关系^[5]。在区域层面,Clarke等对1997—2007年间中国东、中和西部地区二氧化碳排放的空间差异性进行了研究^[6]。Zhang等就城镇化与碳排放间关系进行研究时发现,相比于中国东部地区,城镇化对非东部地区人均碳排放和碳排放总量的正向影响要更为显著^[7]。

在我国城镇化进程不断加快和碳排放压力日益增大的背景下,国内学者就城镇化同碳排放之间的关系问题也给予了越来越多的关注,而这多集中于国家、区域和碳聚集层面。在国家层面,孙慧宗等运用1978—2006年的统计数据研究了我国城市化同碳排放量间的协整关系,发现城市化与碳排放量之间存在长期稳定的均衡关系^[8]。林伯强等运用修正后的Kaya恒等式研究了我国城市化阶段碳排放的影响因素和减排策略,得出城市化对碳排放的确有重要影响的结论^[9]。郭郡郡等运用跨国数据实证研究了城镇化、大城市化和碳排放的关系,结果表明城镇化、大城市化同碳排放之间呈倒U型关系,但相比于城镇化,大城市化对碳排放的负向影响要更大^[10]。在区域层面,卢祖丹利用三阶段最小二乘法分析了我国城镇化对碳排放影响的地区差异,研究发现中、西部地区城镇化的发展明显有助于碳减排目标的实现,但在东部地区表现的却不明显^[11]。杨晓军等利用省级面板数据考察了城镇化对碳排放的影响,发现城镇化和碳排放存在长期均衡关系,城镇化对碳排放的影响呈现地区间差异,东部和中部地区分别呈现倒N型和N型关系,西部地区虽呈现倒N型关系,但并不显著^[12]。在碳聚集层面,宋德勇等将我国30个省市的碳排放划分为高、中、低三个排放区域,运用STIRPAT模型对城镇碳排放区域差异的影响因素进行了分析,认为城镇碳排放是我国碳排放的主体,各区域城镇化对碳排放的影响显著呈正相关关系^[13]。

从国内外学者的相关研究中可以看出,城镇化和碳排放之间的关系极具复杂性,是正反两方面力量共同作用的结果。当城镇化过程中的产业结构和人们生产、生活方式变化引致的直接或间接能源需求和消费的增加占主导地位时,城镇化将对碳排放产生正向影响;当城镇化所产生的规模经济和集聚效应占主导地位时,城镇化将对碳排放产生负向影响。已有的相关研究虽从多角度、多层次就城镇化对碳排放的影响展开了分析并取得了丰硕的研究成果,但仍存在一些局限性,其中多数研究集中于地理区划和碳聚集层面,而忽略了省市之间的碳排放差异。城市群作为城镇化过程中生产力发展和生产要素逐步优化组合的产物,却鲜有人以其为对象就城镇化和碳排放间的关系进行研究。因此,本文基于已有研究的不足,采用2005—2012年的面板数据从城市群的角度就我国城镇化对碳排放的影响效应进行分析,以丰富城镇化对碳排放影响的研究体系。

三、模型设定及数据说明

(一) 模型设定

为了研究人类经济活动对环境的影响, Ehrlich 等建立了著名的 IPAT 模型, 即 $I=P \cdot A \cdot T$ 。IPAT 模型因具有简单、直观的特性而在学术界得到广泛应用, 但其假定各自变量对因变量的影响是等比例的。为克服这一局限性, Dietz 等对 IPAT 模型进行了改进, 提出了 STIRPAT 模型^[14], 即:

$$I_{it} = \alpha P_{it}^{\beta_1} A_{it}^{\beta_2} T_{it}^{\beta_3} e_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 和 t 分别表示观测个体和时间; I 表示环境影响, P 表示人口因素, A 表示财富程度, T 表示技术水平; α 为常数项, β_1 、 β_2 和 β_3 为待估参数, e 为随机误差项。鉴于 STIRPAT 模型是非线性的, 为降低模型异方差并直接获得环境影响对各自变量的弹性, 可以对 (1) 式两边取自然对数, 从而得到如下公式:

$$\ln I_{it} = \alpha + \beta_1 \ln P_{it} + \beta_2 \ln A_{it} + \beta_3 \ln T_{it} + e_{it} \quad (2)$$

STIRPAT 模型不仅很好地弥补了 IPAT 模型的缺陷, 而且具有非常大的灵活性, 允许添加其他控制变量来分析其对环境的影响。结合本文研究目的, 在模型中引入了城镇化变量 (urb), 同时为了考察城市群视角下经济增长与环境污染之间是否存在倒 U 型的环境库兹涅茨曲线 (EKC), 本文在模型中引入了财富程度的平方项。此外, 同时引入产业结构和能源强度两种指标来表征技术水平, 由此建立的计量模型如下:

$$\ln co_{2it} = \alpha + \beta_1 \ln pop_{it} + \beta_2 \ln gdp_{it} + \beta_3 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_4 \ln ind_{it} + \beta_5 \ln ei_{it} + \beta_6 \ln urb_{it} + e_{it} \quad (3)$$

其中, co_2 代表碳排放, 本文选用二氧化碳排放总量表征; pop 选用人口规模表征; gdp 选用人均 GDP 表征; ind 表示产业结构; ei 表示能源强度; urb 表示城镇化水平; 其他参数解释均与 (1) 式相同。此外, 依据 (3) 式中 β_2 和 β_3 的符号可以判断出经济增长同碳排放之间的几种典型关系: 第一, 当 $\beta_2 > 0$ 且 $\beta_3 = 0$ 时, 表示经济增长加剧了碳排放; 第二, 当 $\beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 = 0$ 时, 表示经济增长对碳排放有抑制作用; 第三, 当 $\beta_2 < 0$ 且 $\beta_3 > 0$ 时, 表示经济增长同碳排放之间存在 U 型关系 (与环境库兹涅茨曲线完全相反); 第四, 当 $\beta_2 > 0$ 且 $\beta_3 < 0$ 时, 表示经济增长同碳排放之间存在倒 U 型关系 (典型的环境库兹涅茨曲线)。

由于城镇化和经济发展具有动态变化的特性, 城镇化发展阶段的不同和经济发展水平的差异对城镇化和碳排放间的关系均有可能产生影响, 使得碳排放 (环境影响) 对城镇化的弹性并非保持不变, 也即是说可能存在城镇化的环境库兹涅茨曲线效应。鉴于此, 借鉴徐丽杰^[15]的做法, 在公式 (3) 自变量中引入城镇化水平的平方项, 同时建立如下计量模型:

$$\ln co_{2it} = \alpha + \beta_1 \ln pop_{it} + \beta_2 \ln gdp_{it} + \beta_3 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_4 \ln ind_{it} + \beta_5 \ln ei_{it} + \beta_6 \ln urb_{it} + \beta_7 (\ln urb_{it})^2 + e_{it} \quad (4)$$

(二) 变量及指标选取

1. 被解释变量。由于文中选用二氧化碳排放总量作为环境影响的代理变量, 但中国的相关统计年鉴中并未直接给出各地市的二氧化碳排放量数据, 同时由于文中使用的是各地市的样本数据, 而各地市缺乏最终能源消费种类的统计信息, 我们不可能按照政府间气候变化专门委员会 (IPCC) 所公布的方法^①进行估算, 因此想要获得这方面数据只能运用其他方法进行估算。考虑到数据来源

① 该种方法的计算公式为: $c = \sum c_i = \sum e_i \times ncvi \times cef_i \times cof_i \times 3.67$, 式中, c 为二氧化碳排放量; i 为不同的化石能源, 包括煤炭、天然气、汽油、焦炭等 7 种; e_i 为化石能源的消耗量; $ncvi$ 为能源 i 的平均低位发热量; cef_i 为能源 i 的碳排放系数; cof_i 为能源 i 的碳氧因子; 3.67 为二氧化碳与碳的分子量比率。

的一致性,本文依据 BP 中国碳排放计算器提供的标准煤的二氧化碳排放系数进行相应估算。具体的估算方法如下所示:

$$c_{it} = rgdp_{it} \times ei_{it} \times 2.493 \quad (5)$$

其中, c_{it} 为第 i 地区在第 t 时期的二氧化碳排放总量; $rgdp_{it}$ 为第 i 地区在第 t 时期消胀后的国内生产总值; ei_{it} 为第 i 地区在第 t 时期的能源强度; 2.493 为 BP 中国碳排放计算器提供的标准煤的二氧化碳排放系数。

2. 主要解释变量。人均 GDP 能够表征一个经济体大致所处的经济发展阶段,而在不同的经济发展阶段又会表现出不同的能源消费特征和碳排放特征^[9]。随着我国新型城镇化和工业化的快速推进,对能源的需求日益加大,从而可能会产生越来越严重的环境问题(比如:二氧化碳等温室气体的排放)。因此,本文选择“消胀后的地区生产总值与年末常住人口的比值”来表示人均 GDP。

由于我国逐渐步入工业化中后期阶段,使得城镇化成为未来我国碳排放和能源需求增长的主要领域。城镇化的快速发展带动了城市基础设施和商业住宅建设与投资的急剧增长,从而拉动了钢筋、玻璃和水泥等高能耗、高污染行业的发展,大大加重了节能减排的环保压力^[16]。因此,本文选择“城镇人口占常住人口的比重”来表示城镇化水平。

3. 控制变量。从人口学的角度来讲,城镇化就是农村人口转变为城镇人口的过程。在我国,随着新型城镇化战略的不断推进,城镇人口总量得到快速增长,较多城镇人口的出现可能需要消耗更多的能源,从而产生更多的二氧化碳^[17]。因此,本文选择“各地区年末常住人口”来表示人口规模。

产业结构是决定碳排放水平的重要因素,其对地区的能耗效率有重要影响^[18]。作为一个工业化国家,我国第二产业在三大产业中长期占据最大的比重,并且工业又是最大的能源消耗和碳排放产业。因此,本文选择“第二产业产值占地区生产总值的比重”来表示产业结构特征。

能源强度是生产一单位 GDP 所消耗的能源数量,是衡量能源利用效率的重要指标。经济生产活动的能源利用效率越高,则所产生的二氧化碳排放量就越少^[19]。就我国城镇化与工业化快速推进的现实情况而言,必须提高能源利用效率,降低二氧化碳排放强度以减少不必要的能源浪费和环境污染。因此,本文选择“单位 GDP 能耗”来表示能源强度。

(三) 数据说明

本文所用样本数据来自于 2005—2012 年我国三大城市群(长三角、珠三角和京津冀城市群)的 32 个地市。关于三大城市群各自样本的选取:长三角城市群参照 1997 年成立的长江三角洲城市经济协调会确定的 16 个城市并考虑数据的可得性,从中选取了上海、南京、杭州、无锡、常州、苏州、南通、宁波、嘉兴、湖州、绍兴和合肥(后来加入)共计 12 个地市;珠三角城市群参照 1994 年提出的“珠三角经济区”,从中选取了广州、深圳、珠海、佛山、惠州、东莞、中山、江门和肇庆共计 9 个地市;京津冀城市群参照“十一五”制定的《京津冀都市圈区域规划》并考虑到与河北省规划的衔接问题,从中选取了北京、天津、石家庄、承德、张家口、秦皇岛、唐山、廊坊、保定、沧州和邯郸共计 11 个地市。

文中所用原始数据绝大多数来自于 2006—2013 年的《中国能源统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》以及各地市所对应的省统计年鉴。由于江苏和浙江两省的统计年鉴中没有各辖市能源强度的相关统计数据,这部分数据从两省每年公布的“全省及各市单位 GDP 能耗等指标公报”中获得。同时,由于河北省统计年鉴中没有各辖市城镇化水平的相关统计数据,这部分数据从河北省每年公布的“全省和设区市城镇化发展统计数据”中获得。此外,为了消除通货膨胀因素的影响,本文以 2000 年为基期对人均 GDP 指标进行了平减处理。

文中各变量的描述性统计特征如表 1 所示。

表 1 变量的描述性统计特征

变量	城市群整体		长三角城市群		珠三角城市群		京津冀城市群	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
二氧化碳排放总量（亿吨）	0.75	0.60	0.83	0.65	0.54	0.43	0.82	0.63
人均 GDP（万元）	3.94	1.84	4.46	1.34	4.87	2.10	2.62	1.28
城镇化水平（%）	0.63	0.18	0.64	0.11	0.77	0.18	0.50	0.16
人口规模（万人）	721.11	432.20	743.13	471.56	578.58	316.03	813.69	444.03
产业结构（%）	0.51	0.08	0.54	0.06	0.52	0.09	0.48	0.09
能源强度（%）	1.01	0.50	0.85	0.17	0.71	0.14	1.44	0.62

资料来源：根据《中国能源统计年鉴》、《中国城市统计年鉴》和各地市对应省统计年鉴整理。

四、城镇化对碳排放影响效应的实证分析

（一）面板数据模型形式设定检验

运用面板数据进行分析时，首先需要确定是采用变截距模型还是常截距模型。通过采用协方差分析方法构造 F 统计量可以对面板数据模型的设定形式进行判定。如果 F 检验接受了原假设，则选择常截距模型进行估计；反之应当选择变截距模型进行估计。由于变截距模型包括固定效应模型（FE）和随机效应模型（RE），在选择变截距模型进行分析的情况下，还应当对固定效应模型和随机效应模型间做出识别，而 Hausman 检验就是解决这类问题的常用方法。如果 Hausman 检验在显著性水平下拒绝原假设，说明应当建立固定效应模型；否则应当建立随机效应模型。

要想获得一致且有效的估计结果，在使用面板数据的最小二乘法进行估计时要求样本数据必须具有良好的统计性质。根据面板数据模型形式设定检验结果（如表 2 所示），三大城市群整体和珠三角城市群数据应采用双向固定效应估计方法，而长三角城市群和京津冀城市群数据应采用随机效应估计方法。但是，对固定效应模型而言，在使用 Wald 检验和 Wooldridge 一阶自相关检验规则进行检验时，发现面板数据存在异方差和序列相关。鉴于此，本文选用 Driscoll-Kraay 标准差方法对模型进行估计，该方法实际上是采用一种协方差结构把 White-Newey 估计扩展到面板数据当中，这样不但保证了固定效应，而且在一定程度上纠正了异方差和序列相关。

表 2 面板数据模型形式设定检验结果①

模型		F 检验			Hausman 检验		
		F 值	P 值	结论	χ^2 值	P 值	结论
城市群 整体	(1)	35.17	0.000 0***	变截距模型	31.13	0.000 0***	双向固定效应模型
	(2)	32.94	0.000 0***	变截距模型	31.13	0.000 1***	双向固定效应模型
长三角	(4)	17.53	0.000 0***	变截距模型	6.99	0.429 8	随机效应模型
城市群	(3)	17.45	0.000 0***	变截距模型	6.70	0.349 5	随机效应模型
珠三角	(5)	16.55	0.000 0***	变截距模型	14.29	0.026 6**	双向固定效应模型
城市群	(6)	15.43	0.000 0***	变截距模型	21.32	0.003 3***	双向固定效应模型
京津冀	(7)	45.03	0.000 0***	变截距模型	4.50	0.609 2	随机效应模型
城市群	(8)	44.55	0.000 0***	变截距模型	2.96	0.888 8	随机效应模型

注：F 检验中，*** 表示在 1% 显著性水平下拒绝常截距模型可以接受的原假设；Hausman 检验中，** 和 *** 分别表示在 5% 和 1% 显著性水平下拒绝随机效应模型正确的原假设。

① 城市群整体和珠三角城市群在确定采用固定效应模型进行分析的情况下，又对模型中是否有时间固定效应做了相关检验，结果发现强烈拒绝无时间固定效应的原假设（P 值均为 0），认为建立双向固定效应（Two-way FE）模型更合适。

由于随机效应模型在设定之初就已经较程度的考虑了异方差问题，因此在运用随机效应模型进行分析时主要考虑是否存在序列相关的问题。在使用 Sosa-Escudero and Bera 检验规则对随机效应模型进行序列相关检验时，发现模型（3）和（4）的序列相关显著存在而模型（7）和（8）并不存在序列相关。鉴于此，本文选用包含 AR（1）干扰项的 GLS 方法对模型（3）和（4）进行估计，而直接选用 GLS 方法对模型（7）和（8）进行估计。

（二）实证结果与分析

根据设定好的面板数据模型形式，利用 Stata 12.0 软件进行处理，得到各城市群模型的回归方程和检验结果如表 3 所示。

表 3 面板数据模型的估计结果^①

变量	城市群整体		长三角城市群		珠三角城市群		京津冀城市群	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln gdp$	2 466*** (6 57)	2 308*** (5 37)	1 540 (1 62)	0 371 (0 37)	1 416*** (9 69)	1 403*** (10 75)	1 946*** (5 23)	2 376*** (5 11)
$(\ln gdp)^2$	-0 069*** (-3 68)	-0 061** (-2 86)	-0 030 (-0 67)	0 025 (0 52)	-0 017* (-2 15)	-0 016* (-2 29)	-0 046*** (-2 65)	-0 069*** (-3 01)
$\ln urb$	0 040 (1 33)	0 033* (1 97)	-0 018 (-0 15)	-0 919*** (-2 82)	-0 046* (-2 06)	-0 068** (-2 65)	0 020* (2 18)	0 475* (1 79)
$(\ln urb)^2$		-0 066** (-2 38)		-0 898*** (-2 94)		0 025* (2 23)		0 273** (2 50)
$\ln pop$	1 305*** (19 62)	1 318*** (20 97)	1 204*** (30 21)	1 249*** (30 33)	1 217*** (26 59)	1 222*** (26 91)	0 964*** (13 35)	0 941*** (12 35)
$\ln ind$	0 040* (1 97)	0 045* (2 17)	0 413*** (3 88)	0 378*** (3 67)	0 123 (1 86)	0 123 (1 80)	-0 106 (-1 47)	-0 080 (-1 07)
$\ln ei$	0 906*** (119 44)	0 903*** (98 46)	1 057*** (13 65)	1 067*** (14 36)	0 833*** (8 46)	0 832*** (8 28)	0 925*** (48 27)	0 928*** (48 97)
constant	-27 084*** (-11 82)	-26 390*** (-10 48)	-20 840*** (-4 07)	-15 138*** (-2 85)	-21 237*** (-28 31)	-21 216*** (-29 78)	-22 052*** (-9 51)	-23 733*** (-9 21)
within R ²	0 988 1	0 988 1			0 994 5	0 994 5		
F 值	2 31e+05*** (0 000 0)	6 10e+07*** (0 000 0)			6 24e+03*** (0 000 0)	8 81e+04*** (0 000 0)		
Sosa-Escudero and Bera 检验			8 020 (0 004 6)	8 720 (0 003 1)			3 010 (0 082 8)	3 150 (0 076 0)
Wald 检验	4 956 730 (0 000 0)	4 466 180 (0 000 0)			113 620 (0 000 0)	116 460 (0 000 0)		
Wooldridge 检验	79 387 (0 000 0)	80 582 (0 000 0)			23 493 (0 001 3)	24 661 (0 0011)		

注：表中*、**和***分别表示在10%、5%和1%显著性水平下显著；表中第2列、第3列、第6列和第7列各参数估计值下的括号中为T统计量值，第4列、第5列、第8列和第9列各参数估计值下的括号中为Z统计量值，F值和各相关检验下的括号中为P值；Sosa-Escudero and Bera 检验的原假设为随机效应模型不存在序列相关，Wald 检验的原假设为固定效应模型不存在组间异方差，Wooldridge 检验的原假设为固定效应模型不存在组内序列相关。

对于使用固定效应估计方法的三大城市群整体和珠三角城市群而言，其R²值分别达到0.988 1

^① 由于随机效应模型采用的是GLS估计方法，使得运用Stata 12.0软件得出的模型估计结果中within R²、between R²和overall R²都不是真正意义上的R²，故长三角城市群和京津冀城市群模型的within R²值并没有被列出。

和 0.994 5, 说明这两个模型的拟合优度比较好; 两个模型的 F 统计值都比较大, 且均在 1% 水平下显著, 说明模型的回归系数显著, 不全为 0。对于使用随机效应估计方法的长三角城市群和京津冀城市群模型而言, 其最重要也是限制该方法应用的一个重要假设, 即 $\text{cov}(\alpha_i, x_{it}) = 0$ 得到满足, 说明这两个模型的估计结果是无偏的。接下来, 将分别从整体和区域两个层面就城镇化、人均 GDP、能源强度和产业结构等对碳排放的影响进行具体分析。

1. 整体层面的估计结果。从整体层面估计结果看, 模型 (1) 中城镇化对碳排放的弹性系数为正, 但并没有通过显著性检验, 说明就线性关系而言, 城市群整体层面的城镇化发展对碳排放不存在明显影响。对考虑了城镇化和碳排放之间非线性关系的模型 (2) 来说, 城镇化的一次项和平方项的弹性系数分别为 0.033 和 -0.066, 且分别在 10% 和 5% 显著性水平上显著, 说明城市群整体的城镇化发展过程存在明显的环境库兹涅茨曲线效应, 城镇化在初期阶段会使碳排放增加, 等城镇化发展到一定程度后, 又会使碳排放下降。究其原因可能是, 随着我国城镇化进程的快速推进, 城镇化相关的大规模基础设施和住房建设需要大量的水泥和钢铁等高耗能产品, 同时由于城镇化与工业化基本同步, 城镇化过程中的工业化特征表现为高耗能产业的迅速发展, 也意味着能源消费增长过快, 最终导致碳排放的增加, 但当城镇化发展到一定水平后, 由于能源利用效率、技术创新和产业结构水平的提高, 降低了对能源消费的依赖, 进而使得碳排放下降。模型 (1) 和模型 (2) 中人均 GDP 的弹性系数显著为正, 同时人均 GDP 平方项的弹性系数显著为负, 说明经济增长同碳排放之间存在倒 U 型的环境库兹涅茨曲线, 满足 EKC 假说, 经济增长使得碳排放呈现一种先升后降的趋势。在我国经济发展的初期阶段, 经济增长需要消耗更多的能源, 造成了能源资源的使用超过了能源资源的再生, 使得经济增长对环境质量影响的规模效应超过了技术效应和结构效应, 导致环境恶化 (比如碳排放增加), 而当经济发展到一定水平后, 经济增长对环境质量影响的技术效应和结构效应逐渐占据主导地位, 使得环境恶化趋缓, 环境得到改善 (比如碳排放减少)。就其他控制变量而言, 两个模型中人口规模、产业结构和能源强度对碳排放的弹性系数均为正, 且通过了显著性检验, 说明这三种因素对碳排放均表现出稳定的正向影响。人口规模每增加一单位就会产生新的住房需求和交通需求, 同时需要消耗更多的食物, 而这些均需要消耗更多的能源以满足工业和电力生产以及交通运输等, 从而也就产生了更多的碳排放。目前, 我国正处于工业化快速发展的中期阶段, 对能源的需求正处于快速增长时期, 考虑到第二产业在三大产业中长期占据最大比重, 由此所造成的碳排放的不断增加也就不难理解。此外, 我国仍是以煤炭、石油和天然气等化石燃料为主要能源的经济发展模式, 经济和能源结构中的“高碳”特征十分突出, 能源利用效率虽有提高, 但与发达国家仍有较大差距, 单位产值的二氧化碳排放量居高不下是不争的事实。

2. 区域层面的估计结果。考虑我国经济发展的区域不平衡性, 不同地区的城镇化水平存在显著差异, 因此城镇化发展水平对碳排放的影响可能存在地区差异。鉴于此, 本文接下来就长三角、珠三角和京津冀城市群三大区域的城镇化与碳排放的关系做进一步考察, 以揭示城镇化对碳排放影响的区域特征。

从区域层面估计结果看, 模型 (3)、(5) 和 (7) 中城镇化对碳排放的弹性系数分别 -0.018、-0.046 和 0.020, 其中模型 (3) 中的弹性系数并不显著, 而模型 (5) 和 (7) 中的弹性系数均在 10% 显著性水平下通过了检验。这说明就线性关系而言, 长三角城市群和珠三角城市群的城镇化发展对碳排放分别具有不显著和显著的抑制作用, 与此相反, 京津冀城市群的城镇化发展对碳排放则表现出明显的正向影响。就城镇化和碳排放之间的非线性关系而言, 模型 (4) 和模型 (8) 中城镇化的一次项和平方项的弹性系数符号分别相同, 模型 (6) 中城镇化的一次项弹性系数为负而平方项的弹性系数为正, 说明长三角、珠三角和京津冀城市群的城镇化发展过程均不存在环境库兹涅茨曲线效应。具体来说, 模型 (4) 中城镇化的一次项和平方项的弹性系数分别为 -0.919 和

-0.898,且均在1%显著性水平上显著,说明长三角城市群的城镇化发展对碳排放有抑制作用,并且这种抑制作用随着城镇化进程的不断推进而日益明显。近年来,长三角地区城镇化的快速发展有效地提高了人口、交通和产业的集聚效益以及规模经济效益,促进了资源的节约,同时带动了以餐饮、旅游等为主的消费性服务业和以现代物流和金融服务等为主的生產性服务业的发展,从而减少了碳排放。模型(6)中城镇化的一次项和平方项的弹性系数分别为-0.068和0.025,且分别在5%和10%显著性水平上显著,说明珠三角城市群的城镇化发展同碳排放之间呈现的是一种U型关系。珠三角城市群作为我国城镇化发展水平最高的地区,城镇化初期由于先进生产技术的使用、能源利用效率的提高和产业结构的逐步调整,该地区碳排放不断下降,但由于城镇化的进程过快,导致了经济发展中的各种结构逐渐失衡,所累积的各种问题不断暴露,再加上相关减排技术创新不足,最终使得碳排放不断反弹。模型(8)中城镇化的一次项和平方项的弹性系数分别为0.475和0.273,且分别通过10%和5%水平的显著性检验,说明京津冀城市群的城镇化发展对碳排放具有正向影响,并且这种正向影响随着城镇化进程的不断推进而逐步增强。京津冀城市群作为三大城市群中城镇化发展最快的地区,需要进行大规模的基础设施和住房建设,考虑到城镇化过程中人口规模的不断扩大,对能源的需求和消费势必急剧增加,此外,京津冀地区的能源利用效率较低,低碳减排技术落后,这些因素都双向促进了碳排放的上升。

模型(3)和(4)中人均GDP的一次项及其平方项的弹性系数在统计上均不显著,说明长三角城市群经济增长与碳排放之间的库兹涅茨曲线关系并不明显。模型(5)~(8)中人均GDP的一次项弹性系数在1%水平上显著为正,说明人均产出越多,珠三角和京津冀城市群的碳排放也就越多,在其他条件不变的情形下,人均产出每增加1%,珠三角城市群的碳排放将比京津冀城市群的碳排放平均多增加0.75%。而人均GDP的平方项弹性系数均显著为负,说明珠三角和京津冀城市群的经济增长同碳排放之间存在倒U型的环境库兹涅茨曲线,满足EKC假说,经济增长使得碳排放呈现一种先升后降的趋势。正如前文分析的一样,在珠三角和京津冀城市群经济发展的早期,经济增长对能源资源产生了过多的需求,使能源资源的使用超过了能源资源的再生,导致经济增长对环境质量影响的规模效应超过了技术效应和结构效应,环境逐渐趋于恶化,碳排放增加,而当经济发展到一定水平后,经济增长对环境质量影响的技术效应和结构效应逐渐占据上风,使得环境恶化趋缓,环境得到改善,碳排放下降。

就其他控制变量而言,区域层面的6个模型中人口规模和能源强度对碳排放的弹性系数均在1%水平上显著为正,说明人口规模和能源强度对碳排放均产生了非常明显的负面作用。具体来看,6个模型中人口规模和能源强度对碳排放的弹性系数分别接近于1和0.9,说明就三大城市群而言,人口规模对碳排放的负面作用程度没有太大差异,能源强度对碳排放的负面作用程度的差异同样不明显,这两种因素均是导致三大城市群碳排放增长的共同原因。长三角、珠三角和京津冀三大城市群所在的东部沿海地区,历来都是我国人口的主要分布区域,三大地区均有较高的经济发展水平,不断吸引大量外来人口聚集,这种人口的大量聚集势必会直接或间接消耗更多的能源,考虑到我国目前仍以碳基能源为主的经济发展模式以及各个地区存在的普遍较低的能源利用效率,可以认为由人口规模和能源强度因素对碳排放产生的影响不可能存在十分明显的区域差异。区域层面的6个模型中模型(3)和(4)中产业结构对碳排放的弹性系数在1%水平上显著为正,而模型(5)和(6)中产业结构对碳排放的弹性系数虽为正但并不显著,说明长三角和珠三角城市群的产业结构对碳排放分别表现出显著和不显著的正向影响。同时模型(7)和(8)中产业结构对碳排放的弹性系数为负,但在统计上不显著,说明京津冀城市群的产业结构对碳排放具有不显著的抑制作用。就长三角城市群来说,虽然第二产业在三大产业中的比重近年来有所下降,但其绝对量在三大城市群中仍是最大的,结合工业高能耗、高污染的发展特征以及低碳减排技术落后的事实,也就不难理解产

业结构因素会对碳排放产生负面作用。至于珠三角和京津冀城市群的产业结构对碳排放的影响在统计上不显著，可能与本文的样本选择有关。

（三）稳健性检验

为了确保估计结果的有效性，除了在上述估计中采取变量控制和模型设定形式检验措施外，我们还对上述估计中的被解释变量进行重新选取——用碳强度指标替换二氧化碳排放总量指标，进一步对模型估计结果的稳健性进行检验。需要说明的是，碳强度是指单位 GDP 的二氧化碳排放量，模型的稳健性检验结果如表 4 所示。

表 4 面板数据模型的稳健性检验结果

变量	城市群整体		长三角城市群		珠三角城市群		京津冀城市群	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$\ln gdp$	1.470*** (3.93)	1.314** (3.07)	0.562 (0.59)	-0.607 (-0.61)	0.419** (2.86)	0.407** (3.09)	0.941** (2.52)	1.087* (1.66)
$(\ln gdp)^2$	-0.069*** (-3.73)	-0.061** (-2.89)	-0.031 (-0.69)	0.024 (0.50)	-0.017* (-2.19)	-0.017* (-2.33)	-0.046*** (-2.62)	-0.058* (-1.79)
$\ln urb$	0.041 (1.16)	0.031** (2.73)	-0.017 (-0.14)	-0.918*** (-2.81)	-0.044* (-2.05)	-0.066** (-2.85)	0.023** (2.40)	0.668* (1.80)
$(\ln urb)^2$		-0.066* (-2.17)		-0.898*** (-2.94)		0.024* (2.29)		0.326* (1.82)
$\ln pop$	0.306*** (4.53)	0.319*** (5.00)	0.205*** (5.13)	0.249*** (6.05)	0.219*** (4.74)	0.224*** (4.90)	-0.034 (-0.47)	-0.025 (-0.45)
$\ln ind$	0.040* (2.02)	0.046* (2.21)	0.410*** (3.85)	0.376*** (3.64)	0.125 (1.88)	0.124 (1.81)	-0.106 (-1.46)	0.059 (0.82)
$\ln ei$	0.906*** (117.22)	0.903*** (97.40)	1.061*** (13.70)	1.072*** (14.42)	0.832*** (8.40)	0.831*** (8.23)	0.925*** (47.97)	0.928*** (37.84)
constant	-8.688*** (-3.78)	-7.999** (-3.17)	-2.527 (-0.49)	3.173 (0.60)	-2.838*** (-3.76)	-2.818*** (-3.91)	-3.608 (-1.55)	-3.560 (-1.06)
within R ²	0.9606	0.9607			0.9786	0.9786		
F 值	2.72e+05*** (0.0000)	1.02e+08*** (0.0000)			4.91e+02*** (0.0000)	4.82e+05*** (0.0000)		
Sosa-Escudero and Bera 检验			8.050 (0.0046)	8.730 (0.0031)			3.040 (0.0813)	3.180 (0.0744)
Wald 检验	4543.20 (0.0000)	4139.350 (0.0000)			107.94 (0.0000)	109.120 (0.0000)		
Wooldridge 检验	81.996 (0.0000)	83.109 (0.0000)			26.891 (0.0008)	28.553 (0.0007)		
估计方法	FE	FE	RE	RE	FE	FE	RE	RE

注：表中*、**和***分别表示在10%、5%和1%显著性水平下显著；表中第2列、第3列、第6列和第7列各参数估计值下的括号中为T统计量值，第4列、第5列、第8列和第9列各参数估计值下的括号中为Z统计量值，F值和各相关检验下的括号中为P值；Sosa-Escudero and Bera检验的原假设为随机效应模型不存在序列相关，Wald检验的原假设为固定效应模型不存在组间异方差，Wooldridge检验的原假设为固定效应模型不存在组内序列相关。

由表4的稳健性估计结果可知，不论是城市群整体面板模型、长三角城市群面板模型、珠三角城市群面板模型还是京津冀城市群面板模型，模型中主要解释变量的估计系数在符号、显著性和绝对值方面与前文的估计都非常接近。因此可知，本文的结论基本稳健。

五、基本结论与政策建议

本文利用 STIRPAT 模型,以我国三大城市群——长三角城市群、珠三角城市群和京津冀城市群为研究对象,实证分析了城镇化、人均 GDP 与其他控制变量(人口规模、产业结构和能源强度)对碳排放的影响效应,并验证了环境库兹涅茨曲线的存在性。研究所得出的基本结论如下:

整体而言,城镇化同碳排放之间呈倒 U 型关系,表明城镇化的发展存在明显的环境库兹涅茨曲线效应;人均收入同碳排放之间呈倒 U 型关系,表明经济增长与环境污染之间存在环境库兹涅茨曲线,满足 EKC 假说;人口规模、产业结构和能源强度对碳排放均有显著正向影响,表明这三种因素是导致碳排放增长的共同原因。

分区域而言,从城镇化对碳排放的影响看,长三角城市群城镇化的发展对碳排放具有抑制作用,并且这种抑制作用随着城镇化进程的不断推进而日益明显;珠三角城市群城镇化的发展同碳排放之间呈现一种 U 型关系;京津冀城市群城镇化的发展对碳排放具有显著正向影响,并且这种正向影响随着城镇化进程的不断推进而逐步增强。同时表明,三大城市群均不存在城镇化的环境库兹涅茨曲线效应。从人均收入与碳排放之间关系看,三大城市群中,除长三角城市群以外,其余城市群的人均收入同碳排放之间均存在环境库兹涅茨曲线,满足 EKC 假说。从控制变量对碳排放的作用看,人口规模和能源强度对三大城市群的碳排放均有明显正向影响,是导致三大城市群碳排放增长的共同原因;产业结构对长三角和珠三角城市群的碳排放分别具有显著和不显著的正向影响,而对京津冀城市群的碳排放则表现出不显著的抑制作用。

根据上述基本结论,在我国城镇化过程中,要想降低碳排放,缓解能源压力,应从以下几方面着手:

(1) 我国的新型城镇化正处于快速推进时期,在这一过程中要避免城镇化的“大跃进”,不断优化城镇化发展的宏观布局,搞好城镇化的微观空间治理,注重提升城镇化的发展质量,建立一种易于节约能源和资源的发展模式,降低城镇化的资源和环境成本,走低碳发展道路。

(2) 我国经济正处于转型升级的关键阶段,减排目标在某种程度上必然会影响到经济增长。为此,我国的低碳经济发展应以保证现阶段的经济增长和城镇化进程为前提,设定阶段性和渐进式的减排目标,尽可能减少节能减排措施对经济增长产生的冲击。

(3) 现阶段,我国的碳减排政策与战略不能与阶段性的社会发展规律相违背。城镇化进程中的人口转移对能源资源和碳排放的冲击是显而易见的,政府应当对城镇化的速度和规模进行适当控制,将城镇化作为低碳经济发展的机会来控制碳排放的快速增长。此外,城镇化也是一个人们生活方式重新选择的过程,政府应当依靠相关政策的制定积极引导人们树立“节能生活”的意识,减少对能源消费的影响。

(4) 不同的产业结构阶段,碳排放呈现不同的特征,产业结构的优化升级能够有效遏制碳排放。应当把城镇化作为产业结构调整契机,积极引导国民经济以第二产业为重向以第三产业和高新技术产业为主导转变,适度限制高耗能产业的发展,不遗余力发展低碳服务产业。

(5) 需通过大力发展清洁能源来改变以碳基能源为主的能源生产和消费结构,提高能源利用效率,将新能源发展纳入城镇化建设规划。在城镇化推进过程中,政府要充分发挥“有形之手”的功能,进一步优化相关的市场和政策环境,加大科技投入,大力培育新能源企业的自主创新能力,依靠适当的激励机制扶持新能源产业发展。

(6) 要充分考虑各个地区发展的现实差异,相关政策应区别对待。对于长三角城市群来说,可以适当加快集约式城镇化的发展速度,充分发挥城镇化的规模经济效益和集聚效应促进本地区经

济、人口、资源和环境的协调发展;对于珠三角和京津冀城市群来说,则要适当控制粗放式城镇化的发展速度,通过相关政策法规的调整优化使珠三角城市群的城镇化重新实现绿色低碳发展,同时使京津冀城市群的城镇化努力走出一条低碳化的发展道路。

参考文献

- [1] Cole, M. A., E. Neumayer. Examining the impact of demographic factors on air pollution[J]. *Population and Environment*, 2004, (1).
- [2] Fan, Y., L. C. Liu, G. Wu, et al. Analyzing impact factors of CO₂ emissions using the STIRPAT model[J]. *Environmental Impact Assessment Review*, 2006, (4).
- [3] Poumanyong, P., S. Kaneko. Does urbanization lead to less energy use and lower CO₂ emissions? A cross-country analysis[J]. *Ecological Economics*, 2010, (2).
- [4] Martinez-Zarzoso, I., A. Maruotti. The impact of urbanization on CO₂ emissions: Evidence from developing countries[J]. *Ecological Economics*, 2011, (7).
- [5] Liddle, B., S. Lung. Age-structure, urbanization, and climate change in developed countries: Revisiting STIRPAT for disaggregated population and consumption-related environmental impacts[J]. *Population and Environment*, 2010, (5).
- [6] Clarke-Sather, A., S. Qu, et al. Carbon inequality at the sub-national scale: A case study of provincial-level inequality in CO₂ emissions in China 1997—2007[J]. *Energy Policy*, 2011, (9).
- [7] Zhang, C. G., Y. Lin. Panel estimation for urbanization, energy consumption and CO₂ emissions: A regional analysis in China[J]. *Energy Policy*, 2012, (10).
- [8] 孙慧宗, 李久明. 中国城市化与二氧化碳排放量的协整分析[J]. *人口学刊*, 2010, (5).
- [9] 林伯强, 刘希颖. 中国城市化阶段的碳排放: 影响因素和减排策略[J]. *经济研究*, 2010, (8).
- [10] 郭郡郡, 刘成玉, 刘玉萍. 城镇化、大城市化与碳排放[J]. *城市问题*, 2013, (2).
- [11] 卢祖丹. 我国城镇化对碳排放的影响研究[J]. *中国科技论坛*, 2011, (7).
- [12] 杨晓军, 陈浩. 中国城镇化对二氧化碳排放的影响效应: 基于省级面板数据的经验分析[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2013, (1).
- [13] 宋德勇, 徐安. 中国城镇碳排放的区域差异和影响因素[J]. *中国人口·资源与环境*, 2011, (11).
- [14] Dietz, T., E. A. Rosa. Effects of population and affluence on CO₂ emissions[J]. *Proceedings of the national academy of sciences USA*, 1997, (1).
- [15] 徐丽杰. 中国城市化对碳排放的影响关系研究[J]. *宏观经济研究*, 2014, (6).
- [16] 王蕾, 魏后凯. 中国城镇化对能源消费影响的实证研究[J]. *资源科学*, 2014, (6).
- [17] 王小斌, 邵燕斐. 城镇化对能源消费和二氧化碳排放的影响——基于 1995—2011 年中国省级面板数据的实证研究[J]. *技术经济*, 2014, (5).
- [18] 周泽炯, 胡建辉. 基于 Super-SBM 模型的低碳经济发展绩效评价研究[J]. *资源科学*, 2013, (12).
- [19] 王群伟, 周鹏, 周德群. 我国二氧化碳排放绩效的动态变化、区域差异及影响因素[J]. *中国工业经济*, 2010, (1).

(责任编辑 朱 蓓)